

# 1990年代における中国農業の生産関数と 過剰労働力の推定

森 脇 祥 太

## 1. 研究の目的

### 1.1 経済発展と農業

本研究の第1の目的は、省・自治区別の地域クロスセクション・データを使用した生産関数を推定することによって、1990年代の中国農業の発展構造の特色とその変化を実証的に検証することである。また、第2の目的は、推定された生産関数のパラメータを使用して、1990年代の中国農業に存在する過剰労働力数を推計することである。

1970年代後半以降、中国の実質 GDP の成長率は1980～90年の間で10.1%、1990～99年の間で10.7%となっており、その高成長を1980年代から現在に至るまで持続している<sup>(1)</sup>。一方、農業部門の成長は、1965～80年の間で2.8%、1980～95年の間で5.4%の成長となっており、1980～95年の世界全体の平均成長率が2.3%であることを考慮すると、中国の農業部門の1980年以降の成長率が国際的に比較してかなり高い水準にあり、食料の安定的供給に重要な役割を果たしていると考えられる<sup>(2)</sup>。

発展途上国にとって食料不足を回避しながら工業部門が発展するためには、農業部門が同時に発展することが不可欠である。高木 [1992] は、いわゆるリス・モデルとして知られている二重構造的発展モデルを応用して、農業と工業の同時発展の可能性を示している。そのモデルによると、工業部門の資本投

資と農業部門の技術進歩が同時に起きた場合、過剰労働力の存在する発展途上国においては、食料不足を回避しながら、スムーズに労働力が農業部門から工業部門へと移動することが可能となる。特に、中国のような農業労働力に比して耕地面積が狭小な国においては、技術進歩によって持続的に土地生産性を上昇させることが、食料の安定的供給を実現する上で特に重要な意味を持つ<sup>(3)</sup>。

一般的に、工業部門に比して停滞部門であるとみなされがちな農業部門であるが、全世界規模で考えた場合、発展途上国においては、農業部門の効率性の上昇率が工業部門を上回る事例が数多く観察される。Martin and Mitra [2001]は、1967～92年の世界約50カ国のプール・データを使用して生産関数を推定し、農業部門と工業部門のTFP (Total Factor Productivity : 全要素生産性) の上昇率を各国別に推計した。そして、その結果から、農業部門のTFPの上昇率が、工業部門を上回る結果となる場合が多いことが確認されている。しかし、この場合、日本を含む台湾、韓国等の東アジア諸国においては、工業部門のTFPの上昇率が、農業部門を大きく上回っている点に注意が必要である。この結果は、経済成長率の高い国では、工業部門の効率性の上昇のペースが、農業部門を上回る傾向が観察されることを示しており、中国においても、他の東アジア諸国と同様の傾向が、近年観察されるようになっていくことを示す先行研究も存在する (Wu [1995])<sup>(4)</sup>。

農業部門と工業部門の発展が不均衡である場合、両部門の労働生産性格差が拡大すると考えられる<sup>(5)</sup>。農業部門と工業部門の生産性格差が拡大する場合、問題となるのは、両部門間の所得格差の拡大であり、地域内部と地域間の所得分配を不平等化させる要因となる可能性が高い。実際、佐藤 [2000] がまとめた都市・農村別一人当たり所得の水準とその分布 (1981～95) によると、1981年以降、都市部と農村部の双方においてジニ係数は悪化している。また、同時に、都市と農村間の所得格差も拡大しており、中国において市場経済化が進められるにつれて、所得分配が急速に不平等化していることを確認することがで

きる。

特に中国は、1980年代まで、都市と農村間の自由な労働移動を政策的に禁止していたこともあって、労働移動の制限が徐々に緩和された1990年代においても、農村部に大量の労働力が存在しており、農業の生産性を相対的に低い水準にとどめる大きな要因になっていると考えられる。実際に、新谷 [1998] の推計値によると、1980～95年において1次産業部門の労働生産性は、4.7%の成長となるが、2次産業部門の労働生産性は、7.9%の成長となっており、両部門で労働生産性の格差が拡大していると考えられる。また、1995年の段階においても、第1次産業部門の労働力構成比は、52.9%となっており、農業部門に膨大な労働力が存在していることが確認されよう。農業部門に存在する膨大な労働力の中でも、獲得している所得が、その限界生産力を上回る水準にある労働力は、過剰労働力とみなすことが可能であり、農業部門と工業部門の所得格差の大きな要因になっていると考えられる。

本研究においては、まず、経済発展において重要な役割を果たすと考えられる中国農業の1990年代の発展構造を、地域クロスセクション・データを使用して、生産関数を推定することによって実証的に分析する。次に、生産関数の推定されたパラメータを使用して、農業部門の過剰労働力数を推定する。そして、高い経済成長を遂げた1990年代において、過剰労働力が全農業労働力に占める比率（過剰労働力比率）は、低下しているか否かを確認する。次節においては、中国農業の生産関数と過剰労働力の推定を行った先行研究をサーベイし、本研究を行う際のベンチマークとしたい。

## 1.2 先行研究

地域別のクロスセクション・データによって中国農業の生産関数を推定してその発展構造を実証的に検証した先行研究は、1990年代以前を対象としたものとしては、白砂 [1986]、山口・王 [1989]、Fan [1990]、白砂 [1991] 等

が、1990年代以後を対象としたものとしては、駒形 [1998] が挙げられる。Fan [1990] は、農林牧漁業を合計した1次産業全体を分析対象としており、1965～86年の地域パネル・データを使用して、コブ＝ダグラス型生産関数を推定し、その結果、この間の農業部門の技術進歩が有意に正の値であったことを示した。白砂 [1991] は、耕種農業を対象として、1980年代の地域クロスセクション・データを使用して、荏開津一茂野型 (E—S 型) の生産関数を推定した。その結果、中国農業に規模の経済は存在せず、1981～84年の急成長期には、技術変化が肥料使用的・土地節約的に偏っていることを確認した。また、駒形 [1998] は、白砂 [1991] と同様に、耕種農業を対象として1981～96年の地域パネル・データを使用してE—S型の生産関数を推定した。その結果、1991～96年においても、技術変化が肥料使用的・土地節約的に著しく偏っていることが確認された。以上の先行研究の結果によると、1980年以後の期間において、中国農業では、技術変化が肥料投入を増加させることによって、稀少とされる土地を節約するような偏向を示している。また、農村部に存在する膨大な労働力の存在を背景として、技術変化が労働力を節約して機械使用を促進するような偏向を示すことを、実証的に確認することはできない。

以上の研究は、中間投入財（化学肥料）を生産要素に加えた総生産アプローチによって生産関数を推定しているが、一般的に、農業部門に存在する過剰労働力の推計に際しては、付加価値アプローチによって、生産関数が推定される。中国農業の地域クロスセクション・データを使用した生産関数の推定によって、過剰労働力を推計した研究としては、新谷 [1998]、本台・羅 [1999] 等が挙げられる。これらの研究は、1次産業全体を対象として、1993～95年の地域別の平均値データによって、パラメータに1次同次制約を課したコブ＝ダグラス型生産関数を推定している。そして、中国農村地域の賃金率が、都市集団所有制農業（新谷 [1998]）、郷村企業（本台・羅 [1999]）等の賃金率と均等関係にあることを仮定して、推定されたパラメータの値から、農業部門の過

剰労働力数を推定する方法が採用されている<sup>(6)</sup>。

### 1.3 研究の課題

本研究において確認されるべき第一の課題は、1980年代を対象とした先行研究の結果と同様に、1990年代についても、中国農業において、土地資源制約を克服するようなタイプの技術変化が観察されるか否かである。中国のような農業部門の労働力に比して耕地面積が狭小な国においては、化学肥料の投入を増加させて、狭小な土地を代替するような技術変化によって、土地生産性を持続的に上昇させることが、農業部門の発展にとって最も重要である。また、1990年代において、労働と資本の代替を促進するような技術変化が生じていたか否かも確認されるべき興味深い課題である。仮に、中国農業の過剰労働力が消滅するか存在していない場合、工業化の進展による賃金率の上昇によって、労働力は稀少資源となり、労働と資本を代替するようなタイプの技術変化が起きている可能性がある。また、1990年代に中国農業に生じた技術変化のタイプを確認することと同時に、検討されるべき重要な課題は、中国農業に存在する過剰労働力数を推計することである。中国農業の過剰労働力は、各地域に相当数の規模で存在し、都市と農村間の所得格差をもたらす大きな要因になっていると考えられる。

これらの課題を検証するために、先行研究においては、その目的にあわせて総生産アプローチ、付加価値アプローチの生産関数がそれぞれ推定されている。本研究においては、先行研究において良好なパフォーマンスを示しているE—S型の生産関数を、1次産業全体を対象とした地域クロスセクション・データを使用して、1992～99年の各期間ごとにそれぞれ推定する。また、荏開津 [1985] の方法によって、E—S型の生産関数の推定結果を利用した過剰労働力数の推計もあわせて行う。そして同時に、関数形が異なっている場合にも同様の結果が得られることを確認するために、先行研究と同様に、1次産業全

体を対象とした付加価値アプローチの生産関数を推定して、推定されたパラメータの値から、過剰労働力数を推計する。そして、経済全体が高成長を遂げた1990年代において、農業部門に過剰労働力は存在するか否か、また、過剰労働力数はどのように変化しているのかを確認する。

## 2. 実証研究の方法

### 2.1 E—S 型生産関数の推定

本研究においては、1990年代の中国農業の生産構造の変化の特徴を確認するために、地域クロスセクション・データを使用して、E—S 型の生産関数を推定する<sup>(7)</sup>。E—S 型の生産関数は、農業技術を生物的・化学的技術（BC 技術）と機械的技術（M 技術）の2つの側面に区分して考える。そして、化学肥料・農薬等の中間投入財  $M$  と土地  $A$  が、農業技術の生物的・化学的側面を、労働力  $L$  と資本  $K$  が、農業技術の機械的側面を、それぞれ表しているとする。このような農業技術の区分から、中間投入財と土地が一つの代替財のセットであり、資本と労働が他のセットであるとして、これらのセット間が完全補完財であると仮定すると、以下のようなタイプの生産関数を示すことができる。

$$Q = \min [F(M, A), G(L, K)] \cdots (2-1)$$

$Q$ ：総生産額

関数  $F$ （BC 関数）と関数  $G$ （M 関数）が、コブ＝ダグラス型である場合、E—S 型の生産関数は、対数変換すると、それぞれ以下のように定式化することができる。

$$[1] \quad \ln Q_i = \ln B + a_M \ln M_i + a_A \ln A_i + U_i \quad (BC \text{ 関数})$$

$$[2] \quad \ln Q_i = \ln C + a_L \ln L_i + a_K \ln K_i + U_i \quad (M \text{ 関数})$$

$\ln B, \ln C$ ：技術水準， $a_M, a_A, a_L, a_K$ ：推定すべきパラメータ， $U$ ：確率誤差

項，添え字の  $i$ ：第  $i$  地方

本研究においては，地域クロスセクション・データを使用して [1] と [2] を最小自乗法によって推定し，1990年代の中国農業の発展構造を実証的に確認する。

## 2.2 過剰労働力の推計

### 2.2.1 E—S 型生産関数を使用した推計

中間投入財，土地，労働，資本の要素価格をそれぞれ  $m$ ， $a$ ， $w$ ， $r$ ，農産物価格を  $p$  として，中間投入財と労働は可変的であるが，短期的に土地と資本は固定的要素であると仮定する。利潤最大化条件が成立しており，技術的過剰要素が存在しない場合，以下のような価格と限界生産力の均等条件が成立する<sup>(8)</sup>。

$$p = \frac{m}{F^M(M, \bar{A})} + \frac{w}{G^L(L, \bar{K})} \cdots \cdots (2-2)$$

$F^M$ ：中間投入財の限界生産力， $G^L$ ：労働の限界生産力， $\bar{\cdot}$ ：所与の水準

関数  $F$  と関数  $G$  がコブ＝ダグラス関数であり，かつ  $F$  が一次同次である場合，(2—2) 式は，以下のように示される。

$$Q = \frac{mM}{a_M} + \frac{wL}{a_L} \cdots \cdots (2-3)$$

(2—3) 式の関係が成立しているとき，労働の限界生産力  $G^L$  と賃金率  $w$  が均等であれば，その場合の均衡労働力  $L^*$  は，以下の定義式によって表される。

$$L^* = a_L \left( \frac{Q}{w} - \frac{1}{a_M} \frac{mM}{w} \right) \cdots \cdots (2-4)$$

そして，過剰労働力  $L_S$  は，現実の労働力  $L$  と均衡労働力  $L^*$  の差で示される。

$$L_S = L - L^* \cdots \cdots (2-5)$$

## 2.2.2 付加価値アプローチの生産関数による推計

付加価値アプローチの生産関数については、1992～99年の地域クロスセクション・データをプールしたパネル・データによって、推定を行う<sup>(9)</sup>。対数変換後のコブ＝ダグラス型生産関数は、以下のように定式化される。

$$[3] \quad \ln Y_{it} = \ln T + a_L \ln L_{it} + a_K \ln K_{it} + a_A \ln A_{it} + U_{it} \cdots \cdots (2-6)$$

$Y$ ：粗付加価値， $\ln T$ ：技術水準，添え字の  $t$ ： $t$  年

(2-6) 式のプロダクション関数は、1990年代の中国農業において、生産技術が収穫不変であることを仮定すれば、パラメータに1次同次の制約を課した形式で表すことができる。

$$[4] \quad \ln\left(\frac{Y}{A}\right)_{it} = \ln T + a_L \ln\left(\frac{L}{A}\right)_{it} + a_K \ln\left(\frac{K}{A}\right)_{it} + U_{it}$$

[4] の場合、土地の生産弾性値  $a_A$  は、1次同次制約の条件から、以下の関係式によって表すことが可能である<sup>(10)</sup>。

$$a_A = 1 - a_L - a_K \cdots \cdots (2-7)$$

中国農業は、各地域ごとに、気候、自然、風土、社会経済条件の相違が大きく、その相違を考慮したモデルを構築する必要もある。そのため、本研究においては、山口・王 [1989] によって示された地域区分の方法によって地域差ダミー変数を [4] に導入する。すなわち、稲作を中心とする地帯（上海市、江蘇省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、湖北省、湖南省、広西省、広東省、四川省、貴州省、雲南省、海南省）と小麦・とうもろこし・畜産を中心とする地帯（北京市、天津市、河北省、河南省、山東省、山西省、遼寧省、吉林省、黒龍江省、山西省、陝西省、甘肅省、内蒙古自治区、チベット自治区、青海省、寧夏回族自治区、新疆ウイグル自治区）とに中国の地域を区分する。そし



て、稲作地帯を 1、その他の地帯を 0 としたダミー変数  $D_1$  を [4] に付加した場合、[4] は以下のように示される。

$$[5] \quad \ln\left(\frac{Y}{A}\right)_{it} = \ln T + a_L \ln\left(\frac{L}{A}\right)_{it} + a_K \ln\left(\frac{K}{A}\right)_{it} + a_{D1} D_1 + U_{it}$$

また、各地域において、時間  $t$  が経過するにつれて、技術水準  $T$  が同一の比率で変化することを仮定すれば、技術進歩は、時間  $t$  のパラメータ  $\lambda$  によって表されることになり、生産関数は以下のように示される。

$$\ln T_t = T_0 + \lambda t \quad \dots (2-8)$$

$$[6] \quad \ln\left(\frac{Y}{A}\right)_{it} = \ln T_t + a_L \ln\left(\frac{L}{A}\right)_{it} + a_K \ln\left(\frac{K}{A}\right)_{it} + U_{it}$$

また、地域差ダミー変数  $D_1$  と技術水準の変化を同時に含むモデルは、以下のよう示される。

$$[7] \quad \ln\left(\frac{Y}{A}\right)_{it} = \ln T_t + a_L \ln\left(\frac{L}{A}\right)_{it} + a_K \ln\left(\frac{K}{A}\right)_{it} + a_{D1} D_1 + U_{it}$$

本研究においては、パネル・データを使用して、[3] ～ [7] のように定式化された付加価値アプローチのコブ＝ダグラス型生産関数を推定する。また、E—S 型の生産関数と同様に、付加価値アプローチのコブ＝ダグラス型生産関数の推定結果から、過剰労働力数を推計することも可能である。

賃金率  $w$  が、労働の限界生産力と等しいと仮定した場合、以下の関係式が成立する。

$$a_L \frac{Y}{w} = L^* \quad \dots (2-9)$$

この場合の  $L^*$  は、中国農業部門の労働の限界生産力と賃金率の均等関係が成立している場合の均衡労働力を示しており、過剰労働力  $L_S$  は、(2—5) 式によって、現実の労働力  $L$  と均衡労働力  $L^*$  の差として表される。本研究においては、E—S 型と付加価値アプローチの生産関数の推定されたパラメータの値

から、均衡労働力を推計し、現実の労働力との差を求めて、過剰労働力数を推定する。

### 2.3 使用されるデータ

以下では、実証研究に使用されるデータの出所及び推計方法について説明する。各変数には、基本的に国家統計局編『中国農村統計年鑑』各年版に記載されている各省、直轄市、特別自治区の数値を使用する。農業部門の総生産額  $Q$ 、粗付加価値  $Y$  は、1 次産業総生産額、粗付加価値額（農林牧漁業の合計値）を1990年価格に修正して推計した。労働力  $L$  は、各地区の1 次産業労働力数を使用した。資本ストック  $K$  は、農業機械総動力数（万キロワット）を使用した。1997年のチベット自治区の  $K$  は、資料から得ることができないため、前後の年の平均値を求めて推計した。土地  $A$  は、各地区の耕地面積の信頼性が低い年があり、また、推計期間を通じた値を得ることができないことから、農産物作付け面積である総播種面積（1000ヘクタール）を使用した。肥料  $M$  は、各地区の化学肥料使用量（万トン：成分量）を使用した。

一方、E—S 型の生産関数を使用した過剰労働力の推計のためには、化学肥料の価格が必要となるが、中国農業に使用された化学肥料価格についてのデータを得ることができない。そのため、過剰労働力の推計に使用する生産関数については、肥料、種子、飼料等の合計値を中間投入財として使用した。また、中間投入財のデフレーターが存在しないため、1992年と1999年の名目値によって、E—S 型の生産関数をそれぞれ推定した。この場合、名目値を使用して生産関数を推定しているため、パラメータの時系列比較を行うことは不可能である点に対する注意が必要である。賃金率  $w$  については、直接得られる地域別のデータは存在しない。そのため、『中国農業年鑑』記載の郷鎮企業の賃金率を農業部門の賃金率として使用した。これは、郷鎮企業と農業部門の賃金率が農村内部で均等であると仮定していることを意味する<sup>(11)</sup>。尚、賃金率の実質化

表 1 実証研究に使用されるデータ

	(Y/A)	(L/A)	(K/A)	(M/A)
1992 年	1.000	1.000	1.000	1.000
1993 年	1.078	0.985	1.095	1.085
1994 年	1.118	0.965	1.121	1.138
1995 年	1.205	0.944	1.185	1.219
1996 年	1.183	0.927	1.244	1.278
1997 年	1.343	0.922	1.344	1.315
1998 年	1.368	0.917	1.427	1.334
1999 年	1.491	0.927	1.540	1.341

のためには、農産物価格指数（1990年基準）を使用する。

表 1 は、実証研究で使用される地域データの各年ごとの合計値の推移を表している。1992～99年において、中国農業の土地生産性（ $Y/A$ ）は約1.5倍となっており、土地生産性が1990年代においても持続的に上昇していることを示している。土地労働比率（ $L/A$ ）は、1990年代の前半は低下するが、後半期になるとほぼ一定の値を持続しており、農業部門の労働力の縮小ペースが緩やかであることを示している。土地資本比率（ $K/A$ ）、土地肥料比率（ $M/A$ ）は、双方ともに上昇している。特に、土地資本比率の上昇は、土地肥料比率の上昇を上回っており、推計期間、特に、1990年代後半から中国農業の機械化のペースが加速したことを示している。

### 3. 実証研究

#### 3.1 E—S 型生産関数の推定結果

表 2 は、 $BC$  関数（[1]）の推定結果を示している。 $BC$  関数のパラメータに制約条件を課さずにそのまま推定した場合、有意な結果を得ることができない。そのため、 $BC$  技術が規模に関して収穫不変であると仮定して、[1] のパラメータに 1 次同次制約を課した推定を行った。 $BC$  技術が規模に関して収

穫不変であるという仮定は、荏開津 [1985] でも採用されており、農業技術についての生物・化学的側面の特徴から考えて決して無理な仮定ではない。表2から得られる観察事実は、以下のようにまとめることができる。

- (1) 化学肥料の生産弾性値を示すパラメータ  $a_M$  は、すべて1%水準で有意である。
- (2)  $a_M/a_A$  は、約1.92 (1992年) から約5.01 (1999年) へと著しく上昇している。
- (3) 定数項の値は、約9.86 (1992年) から約10.3 (1999年) へと増加している。

観察事実(1)は、BC関数の推定されたパラメータの統計的信頼度が高いことを示している。観察事実(2)は、1992～99年の期間において技術変化は、肥料使用的・土地節約的であり、その変化率が著しく上昇したことを示唆する。ただし、1995～98年において著しく上昇(約5.5倍)した後、1999年には急激に低下している。これは、1996～98年において化学肥料の生産弾性値が、異常値と

表2 BC関数の推定

年	$a_M$	$a_A$	$a_M/a_A$	定数項	$\bar{R}^2$
1992年	0.6577 [3.60]	0.3423	1.9217	9.8618 [30.62]	0.2916
1993年	0.6655 [3.70]	0.3345	1.9896	9.9109 [32.32]	0.3039
1994年	0.6468 [3.67]	0.3532	1.8315	9.9136 [34.01]	0.3011
1995年	0.6879 [3.97]	0.3121	2.2041	10.0034 [36.30]	0.3370
1996年	0.9050 [4.93]	0.0950	9.5311	10.2625 [36.97]	0.4459
1997年	0.9163 [4.72]	0.0837	10.9436	10.3841 [36.02]	0.4231
1998年	0.9252 [4.53]	0.0748	12.3640	10.3898 [35.10]	0.4025
1999年	0.8336 [4.14]	0.1664	5.0081	10.3026 [34.94]	0.3577

注) [ ] 内の数値はt値である

も言えるほど高い値となったためであり、その原因については別の機会に改めて考察する必要がある。観察事実(3)は、 $BC$  関数の中立的技術変化の上昇率が1990年代を通じて正の値であったことを意味する。ただし、1997年以降、定数項の値は、ほぼ一定の値となっており、1990年代後半には  $BC$  関数の中立的技術変化が停滞したことを示唆している。

表3は、 $M$  関数 ([2]) の推定結果を示している。表3から得られる観察事実は、以下のようにまとめることができる。

- (1)すべてのパラメータは、1%水準で有意である。
- (2)  $a_L + a_K$  は、各年で約0.91~約0.96である。
- (3)  $a_K/a_L$  は、約1.42 (1992年) から約1.51 (1994年) へと上昇した後、約1.04 (1999年) へと持続的に低下している。
- (4)定数項の値は、約9.05 (1992年) から約8.85 (1995年) へと減少した後、

表3  $M$  関数の推定

年	$a_L$	$a_K$	$a_L + a_K$	$a_K/a_L$	定数項	$\bar{R}^2$
1992年	0.3862 [4.13]	0.5472 [4.52]	0.9334	1.4168	9.0486 [8.00]	0.8691
1993年	0.3860 [4.04]	0.5643 [4.62]	0.9503	1.4622	8.8289 [7.75]	0.8705
1994年	0.3787 [3.65]	0.5734 [4.39]	0.9521	1.5141	8.8497 [7.20]	0.8505
1995年	0.3904 [3.51]	0.5663 [4.13]	0.9567	1.4506	8.8346 [6.82]	0.8361
1996年	0.4069 [3.46]	0.5343 [3.76]	0.9413	1.3131	9.0599 [6.80]	0.8236
1997年	0.4247 [3.43]	0.5184 [3.53]	0.9431	1.2205	9.1315 [6.79]	0.8217
1998年	0.4198 [2.31]	0.5060 [3.40]	0.9257	1.2053	9.4055 [7.12]	0.8227
1999年	0.4461 [3.09]	0.4631 [2.83]	0.9092	1.0380	9.6860 [6.96]	0.7994

注) [ ] 内の数値はt値である

約9.69（1999年）へと増加する。

観察事実(1)は、 $M$ 関数においても  $BC$  関数と同様に、推定されたパラメータの信頼度が高いことを意味している。観察事実(2)は、 $M$ 関数が規模に関して収穫不変かそれに近い収穫逓減であることを意味している。 $M$ 関数の技術構造は、規模に関して収穫逓増となり、規模の経済性を有することが期待されるが、1990年代においても、中国農業は、農業機械を利用して規模の経済のメリットによって、生産性を上昇させるような技術構造にはなっていないことを示している<sup>12)</sup>。観察事実(3)は、1992～94年の期間には、技術変化が資本使用的・労働節約的であったが、それ以後の期間においては、労働使用的・資本節約的に変化したことを示唆している。

以上の  $BC$  関数と  $M$  関数の推定結果によると、多くの先行研究において示された1980年代の中国農業の発展構造と同様の現象が、1990年代においても観察されることを示している。 $BC$  関数の観察結果によると、技術変化は肥料使用的・土地節約的であり、その変化率は、1990年代後半において特に大きく上昇している。そのような状態は、中国農業が、近年に至るまで、化学肥料の増投によって土地を節約しながら成長を持続しており、その傾向が、さらに強まっていることを意味する。一方、 $M$  関数の観察結果は、1990年代においても中国農業においては、豊富に存在する労働力をより多く使用するような技術変化が起きていることを示している。このような現象は、1990年代においても機械利用の進展が、生産性の向上に直結しないという中国農業の問題点を示唆している。また、中国農業の技術変化が、労働使用的・資本節約的である状態が持続していることは、規模の経済性が資本の分割不可能性と密接な関係があることを考慮すると、 $M$  関数の技術が、規模に関して収穫一定か、それに近い収穫逓減となっている状態が継続していることと、整合的な結果となっている。

### 3.2 過剰労働力の推計

#### 3.2.1 E—S 型の生産関数の推定結果による過剰労働力の推計

1992年と1999年の名目値を使用したE—S型生産関数の推定結果は、以下の表4、表5で示される。この場合、名目値を使用した推定であるため、パラメータの時系列比較を行うことは不可能である。表4と表5から得られる観察事実、以下のとおりである。

- (1)推定されたすべてのパラメータは、1%水準で有意である。
- (2)BC関数の $a_M$ 推定値を表2の結果と比較すると、1992年においては、約0.13程高い値となっているが、1999年においては、ほぼ等しい値となっている。
- (3)M関数のパラメータの推定値は、表3とほぼ等しい結果となっている。

観察事実(1)は、推定されたパラメータの統計的信頼度が高いことを示している。観察事実(2)は、化学肥料、種子、飼料等すべての中間投入財を生産要素とした場合には、化学肥料が生産要素の場合と比較して、推定パラメータがやや

表4 BC関数の推定

年	$a_M$	$a_A$	定数項	$\bar{R}^2$
1992年	0.7919 [13.58]	0.2081	2.6291 [5.83]	0.8635
1999年	0.8217 [18.29]	0.1783	2.4747 [6.28]	0.9200

注) [ ] 内の数値はt値である

表5 M関数の推定

年	$a_L$	$a_K$	$a_L + a_K$	定数項	$\bar{R}^2$
1992年	0.3814 [4.11]	0.5432 [4.52]	0.9202	9.2016 [8.20]	0.8686
1999年	0.4407 [3.14]	0.4539 [2.85]	0.8946	10.4690 [7.73]	0.8032

注) [ ] 内の数値はt値である

表6 過剰労働力の推計（1）

1992年	過剰労働力数	過剰労働力率
北京	110187	0.148
天津	385132	0.436
河北	13266242	0.716
山西	4892371	0.766
内蒙古	2510219	0.507
遼寧	2798732	0.458
吉林	3069838	0.543
黒竜江	1354313	0.291
上海	291356	0.441
江蘇	9772940	0.578
浙江	9299927	0.695
安徽	13835805	0.694
福建	5425855	0.659
江西	6476787	0.570
山東	14277893	0.543
河南	2039319	0.692
湖北	15216563	0.443
湖南	10258522	0.679
広東	11264496	0.665
広西	841285	0.703
海南	29591624	0.505
四川	10699423	0.686
貴州	10699423	0.791
雲南	11106005	0.702
チベット		
陝西	7090920	0.669
甘肅	5877659	0.844
青海	597675	0.472
寧夏	763168	0.581
新疆	203781	0.075
合計値	218099187	0.642

表7 過剰労働力の推計（2）

1999年	過剰労働力数	過剰労働力率
北京	261823	0.368
天津	545588	0.669
河北	10358445	0.632
山西	5558001	0.849
内蒙古	2974239	0.566
遼寧	2264827	0.352
吉林	700445	0.135
黒竜江	5000288	0.671
上海	583320	0.645
江蘇	94445157	0.628
浙江	7596327	0.708
安徽	14875996	0.747
福建	3800847	0.487
江西	6377274	0.602
山東	12663172	0.512
河南	22953367	0.696
湖北	7506241	0.620
湖南	15412005	0.743
広東	9314418	0.608
広西	11378814	0.710
海南	273340	0.159
四川	25689623	0.696
貴州	12096817	0.847
雲南	14257152	0.862
チベット		
陝西	7023514	0.696
甘肅	4885556	0.708
青海	925255	0.643
寧夏	908625	0.595
新疆	666657	0.217
合計値	216297122	0.659



大きくなることを示している。しかし、その差は小さく、誤差の範囲内であると考えられる。観察事実(3)は、名目値と実質値を使用した場合とで、 $M$ 関数の推定値に殆ど変化がないことを示している。以上の推定結果が異常値であるか否かを確認するために、1991～96年の中国のパネル・データによってE—S型生産関数を推定した駒形〔1998〕の推定結果と比較してみよう。駒形〔1998〕の推定結果では、 $a_M$  は約0.67、 $a_L$  は約0.36となっている。中間投入財の生産弾性値は、本研究の方が約0.15ほど高い値となっているが、この差は、駒形〔1998〕が、中間投入財として化学肥料のみを使用していることが原因であると考えられる。また、労働の生産弾性値は、本研究とほぼ等しい値となっている。以上、先行研究との比較から、本研究の推定結果が異常値ではないことが確認された。そのため、本研究の推定値を過剰労働力の推計の際に利用することの信頼性は高いと判断される。E—S型生産関数の推定結果と必要な変数の推計値を(2—4)式と(2—5)式に代入して過剰労働力数を推計した結果が、表6(1992年)、表7(1999年)で示される<sup>(13)</sup>。その結果によると、中国の過剰労働力比率は、全国値で64.2%(1992年)、65.9%(1999年)となっており、中国の農業部門の労働力の過半数以上が過剰労働力となっている。また、1990年代において、中国の農業部門の過剰労働力比率は1.7%ポイント上昇しており、過剰労働力比率が低下していないことが確認される。

### 3.2.2 付加価値アプローチの生産関数の推定結果による過剰労働力の推計

過剰労働力の推計に際しては、多くの先行研究において付加価値アプローチの生産関数の推定結果が使用されている。ここでは、1992～99年の中国農業のプール・データを使用して、付加価値アプローチのコブ＝ダグラス型生産関数を推定し、過剰労働力を推計する。表8は、付加価値アプローチの生産関数の推定結果である。推定に際しては、通常の最小自乗法による推定([3]—1, [4]—1)とあわせて、Fixed Effect モデルによる推定([3]—2, [4]

－ 2 ) を行った。Fixed Effect モデルが選択されたのは、Hausman 検定の結果による。表 8 から得られる観察事実は以下のとおりである。

- (1) 通常の最小自乗法による [ 3 ] － 1 と [ 4 ] － 1 の推定結果によると、すべてのパラメータは 1 % 水準で有意になっている。
- (2) Fixed Effect モデルによる [ 3 ] － 2 と [ 4 ] － 2 の推定結果によると、多くのパラメータが有意でない結果となっている。
- (3) [ 5 ] の推定結果によると、時間  $t$  のパラメータは正の値であり、かつ 1 % 水準で有意である。
- (4) [ 6 ] の推定結果によると、地域差ダミー変数  $D1$  のパラメータは正の値であり、かつ 1 % 水準で有意である。

表 8 付加価値生産関数の推定

回帰式番号	[ 3 ]－1	[ 3 ]－2	[ 4 ]－1	[ 4 ]－2	[ 5 ]	[ 6 ]	[ 7 ]
$\ln L$	0.3379 [5.88]	0.1529 [1.32]					
$\ln A$	0.2743 [3.57]	0.3512 [1.53]					
$\ln K$	0.3306 [6.43]	0.6959 [1.53]					
$\ln(L/A)$			0.3339 [5.76]	0.1219 [1.09]	0.3367 [5.91]	0.0951 [1.69]	0.1040 [1.86]
$\ln(K/A)$			0.3814 [8.12]	0.7134 [15.07]	0.3520 [7.46]	0.5307 [12.14]	0.5046 [11.37]
$D1$						0.4618 [9.09]	0.4484 [8.89]
$t$					0.0323 [3.05]		0.0239 [2.58]
定数項	8.7623 [22.23]		7.8595 [121.63]		7.7393 [103.53]	7.6640 [128.30]	7.5809 [112.77]
$R^2$	0.8733	0.9923	0.2744	0.9565	0.2989	0.4603	0.4730

注) [ ] 内の数値は  $t$  値である

1990年代における中国農業の生産関数と過剰労働力の推定

表9 過剰労働力の推計（3）

1992年	過剰労働力数	過剰労働力率
北京	40214	0.054
天津	289988	0.328
河北	12970503	0.700
山西	4827908	0.756
内蒙古	2404064	0.486
遼寧	2450208	0.401
吉林	2983833	0.527
黒竜江	1129803	0.243
上海	130959	0.198
江蘇	9264182	0.548
浙江	9271283	0.693
安徽	13613585	0.683
福建	5362824	0.651
江西	6623946	0.583
山東	13642824	0.519
河南	19807278	0.672
湖北	6451205	0.444
湖南	15210239	0.679
広東	10040364	0.651
広西	11356623	0.709
海南	769692	0.462
四川	29251831	0.679
貴州	10696983	0.791
雲南	11343147	0.717
チベット		
陝西	7022266	0.663
甘肅	5836630	0.838
青海	652782	0.516
寧夏	745508	0.567
新疆	81084	0.030
合計値	214271782	0.631

表10 過剰労働力の推計（4）

1999年	過剰労働力数	過剰労働力率
北京	258587	0.364
天津	543539	0.667
河北	10647740	0.649
山西	5605106	0.856
内蒙古	3275322	0.623
遼寧	2501969	0.389
吉林	1289234	0.248
黒竜江	5226320	0.702
上海	522010	0.577
江蘇	9531354	0.633
浙江	7984555	0.744
安徽	15414941	0.774
福建	4279761	0.549
江西	6876605	0.649
山東	13562547	0.548
河南	23944581	0.726
湖北	8045039	0.664
湖南	16132604	0.778
広東	9932412	0.649
広西	12010677	0.749
海南	454457	0.264
四川	27192117	0.737
貴州	12397496	0.869
雲南	14556441	0.880
チベット		
陝西	7343664	0.728
甘肅	5095811	0.739
青海	1003462	0.697
寧夏	982139	0.643
新疆	896285	0.292
合計値	227506775	0.693

(5) [7] の推定結果によると、時間  $t$  と地域差ダミー変数  $D1$  のパラメータは、ともに正の値となっており、かつ 1 %水準で有意である。

(6) 地域差ダミー変数を加えた推定を行った場合、労働の生産弾性値を示すパラメータの  $t$  値は低下し、[6] においては有意でない結果が示されている。

観察事実(1)は、[3]－1 と [4]－1 の推定されたパラメータの統計的信頼度が高いことを示している。観察事実(2)は、逆に、[3]－2 と [4]－2 の推定されたパラメータの統計的信頼度が低いことを示しており、Fixed Effect モデルの結果を過剰労働力の推計に使用すると、推計結果に重大なバイアスが生じることになる。観察事実(3)は、1990年代に中国の農業において各地域に共通な技術進歩が起きていることを示している。観察事実(4)は、1990年代の中国農業の生産に地域差が存在しており、稲作地帯の生産性が、小麦・とうもろこし・畜産地帯を上回ることを示している。また、観察事実(5)によると、中国農業の技術進歩と地域格差は、同時に存在すると考えることが可能であることを示している。ただし、観察事実(6)は、地域差ダミー変数を加えた推定の場合、労働の生産弾性値の信頼度が低下することを示している。そのため、過剰労働力の推計に際しては、すべてのパラメータが 1 %水準で有意である [5] の推定結果を使用する。地域クロスセクション・データを使用した先行研究の推定結果によると、労働の生産弾性値は、約 0.3～0.43、資本の生産弾性値は、約 0.27～0.44、土地の生産弾性値は、約 0.14～0.52 の値となっている<sup>14</sup>。本研究における推定結果は、すべてこれら先行研究の推定結果の範囲内（労働の生産弾性値約 0.34、資本の生産弾性値約 0.35、土地の生産弾性値約 0.31）にあり、過剰労働力の推計に使用する妥当性は高いと判断される。付加価値アプローチのコブ＝ダグラス型生産関数の推定結果と必要な変数の推計値を、(2－5) 式と (2－9) 式に代入して過剰労働力数を推計した結果が、表 9（1992 年）、表 10（1999 年）で示される。

表9と表10の結果によると、中国の過剰労働力比率は、全国値で63.1%（1992年）、69.3%（1999年）となっており、表6と表7の結果と同様に、中国の農業部門の労働力の過半数以上が過剰労働力とされている。また、1990年代において、中国の農業部門の過剰労働力比率は、6.2%ポイントの上昇となっている。以上の結果は、付加価値アプローチの生産関数の推定結果によっても、E—S型生産関数の推定結果と同様に、1990年代の中国の農業部門に非常に大きな比率の過剰労働力が存在しており、かつその比率は、上昇傾向にあることを示している。以上の推計結果を、同様のアプローチで過剰労働力比率を推計した先行研究の結果と比較すると、新谷 [1998] は61.8%（1995年）、本台・羅 [1999] は63.7%（1990～1992年平均）となっており、推定する生産関数のタイプが異なった場合でも、過剰労働力比率については、ほぼ同じ値の推定結果となっていることが確認されよう。

#### 4. 研究のまとめ

本研究の結果は、以下のようにまとめることができる。

- (1) 地域クロスセクション・データを使用したBC関数の推定結果から、1990年代の中国農業の技術変化は肥料使用的・土地節約的であり、その変化率が急速に上昇したことが確認された。
- (2) M関数の推定結果によると、推定期間において、1992～94年の期間を除いて技術変化は労働使用的・資本節約的となっている。また、 $a_L + a_K$ の合計値は、規模に関して収穫不変に近い収穫逓減を示している。
- (3) E—S型の生産関数の推定されたパラメータを使用して過剰労働力数を推計した結果、中国農業部門の過剰労働力比率は、64.2%（1992年）から65.9%（1999年）へと上昇した。
- (4) パネル・データを使用したコブ＝ダグラス型生産関数の推定結果から、1990年代の中国農業において約3%の中立的技術進歩が起きていること

が確認された。

(5)コブ＝ダグラス型生産関数の推定されたパラメータを使用して過剰労働力数を推計した結果、中国農業部門の過剰労働力比率は、63.1%（1992年）から69.3%（1999年）へと上昇した。

1990年代においても、中国農業は、肥料を増加させて、稀少な土地を節約するタイプの技術変化によって土地生産性を上昇させ、その成長を継続している。その結果、土地生産性は、1992～99年の期間において約1.4倍に上昇しており、中国農業において化学肥料投入の増加は、農業の生産性の上昇に大きな影響を与えていると考えられる。このことを付加価値タイプの生産関数によって確認するために、土地肥料比率を説明変数として加えた1次同次のコブ＝ダグラス型生産関数をパネル・データを使用して推定してみる。その推定結果は、以下のように示される<sup>13)</sup>。

$$[8] \quad \ln\left(\frac{Y}{A}\right) = 8.6319 + 0.308 \ln\left(\frac{L}{A}\right) + 0.2386 \ln\left(\frac{K}{A}\right) + 0.4543 \ln\left(\frac{M}{A}\right) + 0.0162t$$

(62.14)                      (5.97)                      (5.26)                      (7.35)                      (1.65)

$$n=240, \bar{R}^2=0.4276$$

[8]の結果を[5]の結果と比較してみると、時間 $t$ のパラメータの値は低下しており、かつ有意でない状態となっている。しかし、土地肥料比率のパラメータは、1%水準で有意であり、かつ正の値となっていることから、土地あたりの化学肥料投入量が、各地域に共通な技術進歩の大部分を説明していると考えてよい。

しかし、農業部門には、労働の限界生産力とその賃金率を下回る水準にある過剰労働力が、全労働力の60%以上も存在しており、中国農業の労働生産性を他部門に比して低い水準にとどめる大きな要因になっていると考えられる。農村部に存在する膨大な過剰労働力の存在によって、農業機械等の資本の効率的利用が進まず、そのため規模の経済性による生産性の上昇は、中国農業におい

て未だ実現していない。今後、中国農業にとって重要なのは、安定的な食料供給を実現し、農業部門と工業部門の所得格差を縮小させるためにも、その膨大な過剰労働力をできるだけ速やかに工業部門へ移動させながら生産性を上昇させることである。農業部門自体の発展によって過剰労働力を解消させることが不可能であることは、農業部門の発展が継続した1990年代において、過剰労働力が逆に増加するという推定結果が出されたことから明らかであろう。また、農村部に存在する郷鎮企業等の雇用吸収力にも限界があることから、過剰労働力の解消のためには、都市に存在する工業部門の成長によって、農村から都市へのスムーズな労働力移動を進め、労働力の効率的配分を実現する必要がある。しかし、農村から都市への短期間の大幅な労働力移動は、中国全体の経済構造を急激に変化させるのみならず、同時に社会構造をも急激に変化させる可能性があり、その変化によって生じることが予測される経済的・社会的摩擦をできるだけ緩和させるためにも、中国政府の適切な政策的対応の重要性が、今後ますます高まると考えられよう。

#### 注

- (1) World Bank [2001] のデータによる。
- (2) 渡辺・加藤・白砂・文 [1999] の第3章記載のデータによる。
- (3) 渡辺・加藤・白砂・文 [1999] の第3章に記載されているデータによると、中国の可耕地 1ha 当たりの農業人口は9.1人（1995年）となっており、アジア諸国の中で最も大きな値となっている。
- (4) Wu [1995] は、1986年から91年にかけて中国農業の TFP は低下しており、逆に、郷鎮企業の TFP は上昇することを示している。
- (5) 日本においても農業部門と工業部門の生産性格差が顕著に拡大する現象が、戦前期、特に第一次世界大戦以降観察された。詳しくは、Ohkawa, Otsuka and Key [1993] の Chapter 3 を参照のこと。
- (6) ただし、新谷 [1998] は、誘発的技術進歩が存在して、各生産要素の分配率が地域ごとに変化することを仮定したモデルの推定を行っている。
- (7) 以下の説明は、荏開津 [1985] 第6章による。
- (8) [1], [2] の推定に際しても、技術的過剰要素が存在しないことを、すなわち、 $F(M, A) = G(L, K)$  の関係が成立していることを仮定する。
- (9) 各年ごとにコブ＝ダグラス型生産関数の推定を行った結果、1997年以降、有意でないパラ

メータが推定されるようになり、信頼できる推計値を得ることができないために、パネル・データによる推定を行う。

- (10) 以下の推定式においても(2-7)式の関係が成立していると考える。
- (11) この場合、都市と農村ではなく農村内に存在する二重構造(農業と郷鎮企業)を想定している。詳しくは、本台・羅[1999]を参照のこと。
- (12) 荏開津[1985]は、1951~79年の日本の稲作農業を対象に $M$ 関数の推定を行っているが、 $a_L + a_K$ の大きさは、昭和32~36年には1.17、昭和50~54年には1.36となっており、日本の稲作農業が規模の経済性を有しており、その傾向が近年強くなっていることを示している。
- (13) 尚、チベットについては、郷鎮企業の賃金データが存在しないため、推計から省かれてある。
- (14) 本台・羅[1999]で使用された表3-2の数値を参考にした。
- (15) この場合、(2-7)式の条件が成立していることを仮定しており、土地の生産弾性値  $a_A$  は  $1 - (0.308 + 0.2386) = \text{約} 0.46$  となる。

#### 英語参考文献

- Fan, Shenggen [1990] *Regional Productivity Growth in China's Agriculture*, Oxford, Westview Press
- Martin, Will and Mitra, Davashish [2001] "Productivity Growth and Convergence in Agriculture versus Manufacturing," *Economic Development and Cultural Change*, 49
- Ohkawa, Kazushi, Otsuka, Katsuo and Key, Bernard [1993] *Growth Mechanism of Developing Economies: Investment, Productivity and Employment*, Tokyo, International Development Center of Japan/ International Center for Economic Growth
- World Bank [2001] *World Development Report 2000/2001*, Newyork and Oxford, Oxford University Press
- Wu, Yanrui [1995] "Productivity Growth, Technological Progress, and Technical Efficiency Change in China : A Three-Sector Analysis," *Journal of Comparative Economics*, 21

#### 日本語参考文献

- 荏開津典生 [1985]『日本農業の経済分析』大明堂
- 駒形哲哉 [1998]「食料生産：耕地制約下の長期発展課題」栗林純夫・高橋宏編『中国における持続的成長の可能性』人と文化社
- 佐藤宏 [2000]「経済改革と所得分布変動」中兼和津次編『現代中国の構造変動』東京大学出版会
- 白砂堤津耶 [1986]『中国農業の計量経済分析』大明堂
- 白砂堤津耶 [1991]「中国農業はどこまできたか」渡辺利夫編『中国の経済改革と新発展メカニズム』東洋経済新報社
- 新谷正彦 [1998]「中国の経済発展下の農業部門における過剰就業」『経済学論集』32巻4号
- 高木保興 [1992]『開発経済学』有斐閣
- 本台進・羅歆鎮 [1999]「農村経済の変貌と労働市場」南亮進・牧野文夫編『流れゆく大河』日本評論社
- 山口三十四・王朝才 [1989]「中国農業の地域差と生産関数」『農林業問題研究』95号
- 渡辺利夫・加藤弘之・白砂堤津耶・文大字 [1999]『図説中国経済第2版』日本評論社